

A BIODÍZEL ÁRVÁLTOZÁSAINAK ELEMZÉSE ÉS ELŐREJELZÉSE GARCH MODELL SEGÍTSÉGÉVEL

ANALYSIS AND FORECAST OF BIODIESEL PRICES WITH GARCH-MODEL

JOBBAGY PÉTER PhD-hallgató

Debreceni Egyetem Gazdálkodástudományi és Vidékfejlesztési Kar

KOVÁCS SÁNDOR egyetemi adjunktus

Debreceni Egyetem Gazdálkodástudományi és Vidékfejlesztési Kar

BALOGH PÉTER egyetemi docens

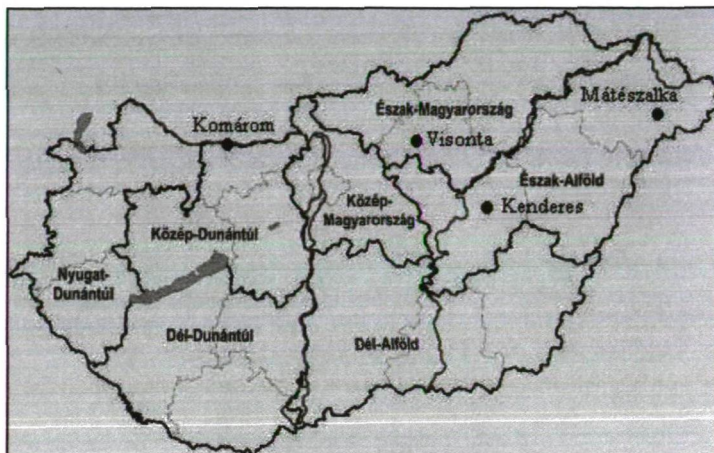
Debreceni Egyetem Gazdálkodástudományi és Vidékfejlesztési Kar

Abstract

In the North Great Plain Region of Hungary there are two biodiesel plants with a total capacity of 15,000 tonnes, i.e. they would be able to process the last year's whole rape seed yield of the Region (43,000 tonnes). The two plants are completely delivered the price changes on the biofuel market, because they don't represent a significant weight on the market (the European biodiesel production is about 8.8 Mio. tonnes, the biodiesel export of the EU was 2010 2.1 Mio. tonnes). This was the main reason of the more detailed analysis of the wholesale biodiesel prices and the construction of a reliable short time forecast model. We compared the wholesale biodiesel prices to the Brent crude oil prices and the wholesale rape oil prices. As result of the modelling we found, that (1) both effects of crude oil prices and rape oil prices from the previous period are significant on biodiesel prices, but (2) the effect of crude oil prices is considerable stronger. (3) The biodiesel price from the previous period also has significant effect on the current prices. (4) The crude oil price from the previous period also has significant effect on the volatility of the current biodiesel prices. (5) The constructed model is able to forecast the biodiesel price of the next one period.

1. Bevezetés

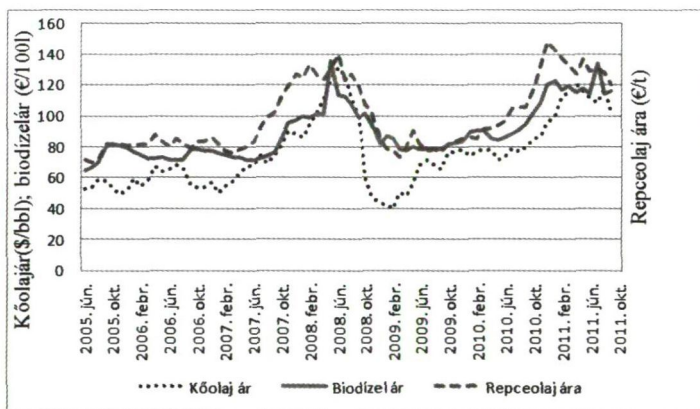
Hazánkban négy biodízel-üzem található (*1. térkép*). A legnagyobb a Rossi Biofuels Zrt. komáromi üzeme, amely évi 150 000 t kapacitással rendelkezik, a második a gyöngös-visontai, 40 000 t kapacitással. A másik két üzem az Észak-alföldi régióban – Mátészalkán, illetve Kenderesen – helyezkedik el, termelőkapacitásuk lényegesen szerényebb, elhanyagolhatónak azonban korántsem mondható, összesen mintegy 15 000 t biodízelt lennének képesek előállítani, azaz fel tudnák dolgozni a régió teljes tavalyi repcetermését (43 000 t). A két üzem teljes mértékben ki van szolgáltatva a piaci árak változásainak, hiszen nem képviselnek jelentős súlyt a piacon (az európai biodízeltermelés idén várhatóan 8,8 Mio. tonna körül alakul, az EU biodízelsexportja tavaly 2,1 Mio. tonna volt).^{1,2} Ez szolgáltatta az apropót a biodízel nagykereskedelmi árának részletesebb elemzésére, valamint egy megbízható előrejelző modell felállítására.



1. térkép. Biodízel-üzemek hazánkban
(Forrás: saját szerkesztés)
Map 1. Biodiesel plants in Hungary

2. Anyag és módszer

A vizsgálat alapját képező három idősort két adatbázisból szereztük be. A biodízel és a repceolaj nagykereskedelmi árait a 2005. június – 2011. szeptember közötti intervallumban az UFOP (Union zur Förderung von Öl- und Proteinpflanzen e.V.) havi piaci jelentéseiből gyűjtöttük be, míg a Brent olaj ugyanezen időszaki árai az EIA (U.S. Energy Information Administration) archívumából származnak.



1. ábra. A biodízel-, kőolaj- és repceolaj nagykereskedelmi árának alakulása a vizsgált időszakban
(Forrás: UFOP, 2011; EIA, 2011 alapján saját szerkesztés)
Figure 1. Evolution of the biodiesel-, crude oil- and rape oil wholesale prices in the analysed period

Az EIA adatbázisának bevonására az UFOP kőolajár-nyilvántartásának hiányosságai miatt volt szükség. Németország az EU legnagyobb biodízel-termelője és importőre, így gyakorlatilag az UFOP által nyilvántartott német nagykereskedelmi árak határozzák meg az európai biodízel- és repceolaj-piacot. A vizsgált árak alakulását az 1. ábra szemlélteti.

Az ábrán jól látható a világgazdasági válság okozta igen jelentős mértékű ingadozás, valamint, hogy a vizsgált árak többé-kevésbé együtt mozognak.

Az idősorok ökonometriai vizsgálata, valamint a modellillesztés előtt szükséges a szezonhatások kiszűrése úgy, hogy a lényegi folyamatok bemutatása céljából az idősort olyan módon egyszerűsítjük, hogy lényeges információkat ne veszítsünk.^{3,4} Az általunk használt idősor 75 hót foglal magába és hiányzó megfigyeléseket nem tartalmazott. A szezonális kiigazítás céljából a Spanyol Nemzeti Bankban kifejlesztett, valamint az EUROSTAT által is ajánlott TRAMO/SEATS-programot alkalmaztuk. Ezt számos szerző használta a különböző áradatok szezonális kiigazítására.^{5,6,7} A TRAMO egy olyan regressziós modellt illeszt az idősorra, ahol a hibatag egy ARIMA-folyamat, és automatikusan azonosítható a modell és becsülhetők a paraméterei. A regressziós változókat megadhatja a felhasználó vagy a program generálja.^{8,9} A program által generált változókként megadtuk a munkanap-, a hónap hossza- és a hűsvéthatást, illetve az outliereket leíró változókat. Beállítottuk azt is, hogy a munkanap, a hónap hossza változókat és a hűsvéthatást csak akkor vegye figyelembe a program, ha azok szignifikánsak. Az ARIMA-modellt a programmal automatikusan határoztuk meg, így a modellbecslés és az outlierek felderítése automatikusan történt. Az outlierek esetében figyelembe vettük az additív/multiplikatív outliereket, a szinteltolódást és a csillapodó jellegű törést.

A szezonálisan kiigazított adatokat további vizsgálatoknak vetettük alá mielőtt az idősorelemzési módszereket alkalmaztuk, vizsgáltuk a normalitásukat, az autokorrelációs függvények lecsengését, valamint a stacionaritásukat. A nemlineáris dinamikájú idősorok a nem normális, nem stacionárius, és lassú lecsengésű autokorrelációs függvény jellegzetességeket hordozzák magukon.

Az idősorok stacionaritás vizsgálatára a konvencionális ADF (Augmented Dickey Fuller) teszt helyett a Phillips- Perron tesztet használtuk, mivel az ADF teszt a hibatag modellezésére az ún. „fehér-zaj” folyamatot használja, ami figyelmen kívül hagyja a szériális korrelációt, valamint a heteroszkedaszticitást. A Phillips és Perron által kifejlesztett Z statisztika figyelembe veszi a fent említett speciális eseteket is.¹⁰ A szériális korreláció kiküszöböléséhez meg kell határozni az idősor késleltetésének hosszát. Diebold és Nerlove szerint a $N^{0,25}$ egész részét kell használni a gyakorlatban, a mi esetünkben a késleltetés mértékére 2 adódott.¹¹

Az idősorok közötti ok-okozati összefüggések feltárására Granger-féle tesztet végeztünk, mivel a teszt eredménye jelentős mértékben elősegíti a legmegfelelőbb modell megtalálását.

A közgazdasági modellekben az összefüggésekre jellemző bizonytalanságot a hibataggal és annak varianciájával ragadják meg. A legtöbb idősor esetében a heteroszkedaszticitás problémájával kell szembesülnünk.¹² Ez azt jelenti, hogy az idősor adataira illesztett regressziós egyenletben a hibatag varianciája nem állandó, hanem függ az időtényezőtől. Az ARCH (autoregresszív feltételes heteroszkedaszticitás) modellekben a feltételes variancia nem állandó, mivel ezt a múltbeli adatok függvényével magyarázzuk. Az ARCH(1) modell alakja a következő:¹³

$$y_t = \beta + \varepsilon_t \text{ és } \varepsilon_t = u_t \sqrt{h_t}, \text{ ahol } u_t \sim (0,1), h_t = \gamma + \alpha \varepsilon_{t-1}^2$$

A γ és α paramétereknek pozitívnak kell lennie, hogy a variancia is pozitív maradjon. A leggyakrabban $\gamma_t = \gamma$ feltételezéssel élünk. Az α paraméter értékét a (0,1) intervallumba korlátozzák, ez a paraméter mutatja meg azt, hogy az előző időszak hiba mennyire tartósan hatnak a következő időszak előrejelzési hibájának varianciájára. A h_t variancia abban az értelemben feltételes, hogy az előző időszak hibáktól függ. Ez a függőség egyben a hibatagok heteroszkedaszticitását is jelenti. Az általánosított ARCH (GARCH(1,1)) modellekben a feltételes variancia az előző időszak hibától és a hiba varianciájától is függ, így:

$$y_t = \beta + \varepsilon_t \text{ és } \varepsilon_t = u_t \sqrt{h_t}, \text{ ahol } u_t \sim (0,1), h_t = \gamma + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \delta h_{t-1}$$

A legegyszerűbb volatilitási modellek a GARCH(1,1) modellek, de ezeket is ki lehet terjeszteni és módosítani sokféleképpen.

A végső modell felállításához az elsőrendű autoregresszív modellt vettük alapul azzal a bővítéssel, hogy az árakat becslő egyenletben szerepeltettük a biodízel egy időszakkal korábbi árán kívül a kőolaj és repceolaj egy időszakkal késleltetett árfolyamát és a hibákat egy GARCH(0,1) folyamatnak választottuk, így ezáltal a variancia alakulását az időtényezőtől tettük függővé. Ezen túlmenően a modellben a hiba varianciájának becsléséhez is felhasználtuk a kőolaj, repceolaj egy időszakkal korábbi árainak alakulását. A modell alakja a következő képlet alapján írható le:

$$y_t = y_{t-1} \beta_1 + \beta_2^{(1)} + \beta_3^{(2)} + \varepsilon_t \text{ és } \varepsilon_t = u_t \sqrt{h_t},$$

$$\text{ahol } u_t \sim (0,1) \text{ és } h_t = \gamma + \delta_{t-1} + \theta_1^{(1)} + \theta_2^{(2)}$$

A képletben y_t és y_{t-1} jelöli a biodízel árfolyamát t -edik és $t-1$ -edik időszakban, $x_{t-1}^{(1)}$ jelöli a kőolaj egy időszakkal korábbi árfolyamát, az $x_{t-1}^{(2)}$ a repceolaj árfolyamának egy időszakkal korábbi értékét a t időtényező mellett. $(0,1)$ a standard normális eloszlást jelöli, ε_t jelöli az előrejelzési hibát, h_t és h_{t-1} pedig a hiba varianciáját (azaz az árak volatilitását) a t -edik időszakban és az egy időszakkal azelőtti varianciát jelöli. A $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \delta, \theta_1, \theta_2, \gamma$ jelölik a modell által becsült paramétereket, amelyek az egyes tényezők hatásait jelölik.

3. Eredmények

3.1. Az előzetes vizsgálatok eredményei

A normalitás tesztek eredményei az 1. táblázatban láthatók. A táblázat tartalmazza az idősorok alapstatisztikáit, valamint a ferdeség és csúcsosság mutatókat, amelyek a normális eloszlástól való eltérést hivatottak mérni.¹⁴ Jarque és Bera létrehozott egy statisztikát a két mutató alapján, amely Chi-négyszet eloszlású, és összegzi a normális eloszlástól vett eltérés mértékét.¹⁵ A normális eloszlástól történő szignifikáns eltérés az idősor nemlineáris dinamikájára utal. Az első táblázat szerint egyik idősor sem mutat normális eloszlást, mivel a Jarque-Bera teszt szignifikáns eltérést mutat a normális eloszlástól, balra ferdült és csúcsosabb eloszlásokra utalnak a mutatók. Mindez azt jelenti, hogy az átlagnál alacsonyabb értékek nagyobb valószínűséggel fordulnak elő a normális eloszláshoz képest, valamint a normális eloszláshoz képest kisebb a valószínűsége, hogy az értékek az átlag körül legyenek, és nagyobb a valószínűsége a normális eloszláshoz képest a kiugró értékek előfordulásának.

1. táblázat. A szezonálisan kiigazított idősorok normalitás tesztjeinek eredményei
(Forrás: saját számítások)

Table 1. The results of the normality tests of the seasonally adjusted series

Idősor	Átlag	Szórás	Ferdeség	Csúcsosság	Jarque-Bera statisztika
Biodízelár	89,2	17,1	0,94	2,84	11,3 (0,003)
Kőolajár	75,7	22,3	0,54	1,94	7,3 (0,026)
Repceolajár	742,3	166,6	0,59	1,86	8,6 (0,013)

A Phillips-Perron teszt eredményei a 2. táblázatban láthatók. A kritikus érték 5 százalékos szignifikancia szinten: $-2,9$. Mivel a kritikus értéket abszolút értékben nem haladja egyik Z érték sem, ezért a nem stacionaritás null hipotézise nem vethető el, azaz az idősorok nem mutatnak időbeli stabilitást.

2. táblázat. A Phillips-Perron teszt eredményei

(Forrás: saját számítások)

Table 2. Results of the Phillips-Perron test

	Z statisztika	Szignifikancia
Biodízel	-1,387	0,584
Kőolaj	-1,639	0,458
Repceolaj	-1,586	0,485

Az idősorok közötti ok-okozati összefüggések feltárására a Granger-féle oksági tesztet alkalmaztuk, melynek eredményeként megállapítottuk, hogy érdemesebb a modellben csak az egy időszakkal korábbi árakat szerepeltetni, hiszen a kapcsolat ekkor egyirányú a repce-, valamint kőolaj között. Tehát a repce-, és kőolaj egy időszakkal késleltetett árai meghatározóak a biodízel árának alakulásában és okozói annak, a biodízel árak viszont nem határozzák meg a következő időszak repce-, illetve kőolaj árait (nincs oda-visszahatás).

A lineáris idősorelemzési modellekben, tipikusan az ARIMA(p,d,q) modellek esetén az autokorrelációs és parciális autokorrelációs függvény alakja utal a modell struktúrájára. Az idősorok autokorrelációs (ACF) és parciális autokorrelációs (PACF) függvényeinek főbb jellegzetességeit foglaltuk össze a 3. táblázatban.

3. táblázat. Az autokorrelációk és parciális autokorrelációk alakulása a vizsgált idősorokban

(Forrás: saját számítások)

Table 3. Autocorrelations and partial autocorrelations of the analysed series

Megnevezés	Biodízel	Kőolaj	Repceolaj
Legnagyobb 5 ACF érték	0.861 (1)	0.897 (1)	0.930 (1)
	0.724 (2)	0.770 (2)	0.833 (2)
	0.585 (3)	0.618 (3)	0.712 (3)
	0.460 (4)	0.440 (4)	0.586 (4)
	0.344 (5)	0.260 (5)	0.447 (5)
Szignifikáns késleltettek	1–7.	1–6.; 10–15.	1–7; 12–16
	0.861(1)	0.897 (1)	0.930(1)
	-0.122 (10)	-0.458 (16)	-0.384 (12)
	-0.089 (3)	0.339 (13)	0.341 (7)
	-0.082 (24)	-0.236 (10)	-0.329 (15)
Legnagyobb 5 PACF érték	-0.063 (2)	-0.215 (4)	-0.227 (2)
	1;10	1–4;7;9;10;13–16	1–3;5–7;12–16
Szignifikáns késleltetettek	1;10	1–4;7;9;10;13–16	1–3;5–7;12–16

A szignifikáns határ: $0.115 = 1/(76^{0.5})$; zárójelben az autokorrelációban használt késleltetés értéke látható.

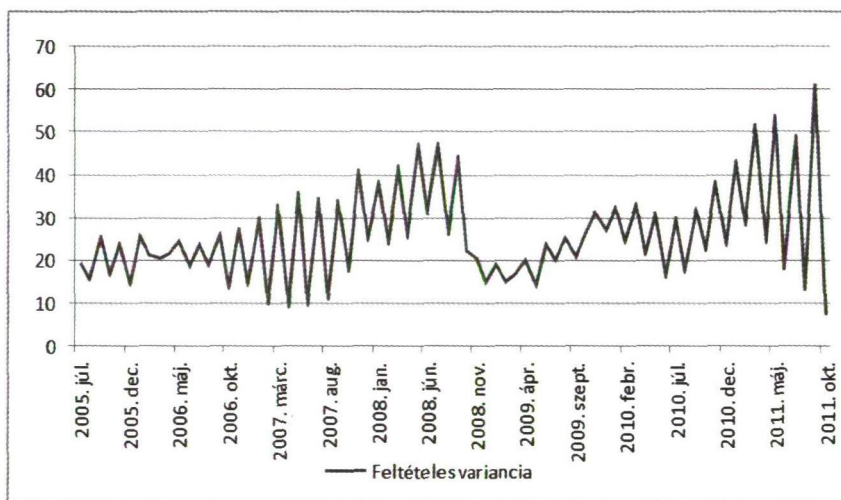
A fenti táblázat autokorrelációi a biodízel esetén elsőrendű autoregresszív folyamat struktúrájára hasonlítanak (ACF gyorsan lecseng, PACF első értéke kiugróan magas, szignifikáns), de ezzel a folyamattal nem lehet pontosan jellemezni a biodízel árának alakulását, mivel egyrészt a parciális autokorrelációs függvénynek nem csupán az első értéke szignifikáns, másrészt a biodízel árak nem normálisak, és nem stacionáriusak. A többi idősor esetén még kevésbé azonosítható be egyértelmű struktúra, mivel az autokorrelációs

függvénynek nem csak az első néhány tagja szignifikáns, hanem egy bizonyos késleltetés után ismét meghaladja a szignifikáns határt. Mindez arra utal, hogy a legfrissebb piaci információk nem feltétlen módon hasznosabbak, mint a korábban megismert információk.

Összefoglalva az eddigieket elmondható, hogy a biodízel árak alakulása a rövid memória jeleit mutatja az ACF és PACF függvények alapján, de a normalitás és a stacionaritás hiánya miatt nem lineáris dinamikájú modelleket kell illesztenünk.

3.2. A GARCH (0,1) modell

A feltételes varianciák alakulásán (2. ábra) jól nyomon követhető a gazdasági világváltság áringadozásra gyakorolt hatása, valamint kitűnően alátámasztja, hogy a varianciák időben nem állandóak, változásuk jelentős mértékű lehet az idő függvényében, amelyet a megbízható modellalkotás érdekében figyelembe kell venni.



2. ábra. A feltételes varianciák alakulása a vizsgált időszakban

(Forrás: saját számítások)

Figure 2. Evaluation the forecast's of variance in the analysed period

A felállított GARCH (0,1) modell egyenlete az általános képletet (lásd 2. pont) figyelembe véve az alábbiak szerint alakul:

$$\text{Bd. ár}_t = 14,55 + 0,55 * \text{bd. ár}_{t-1} + 0,14 * \text{ko. ár}_{t-1} + 0,02 * \text{ro. ár}_{t-1} + \varepsilon_t$$

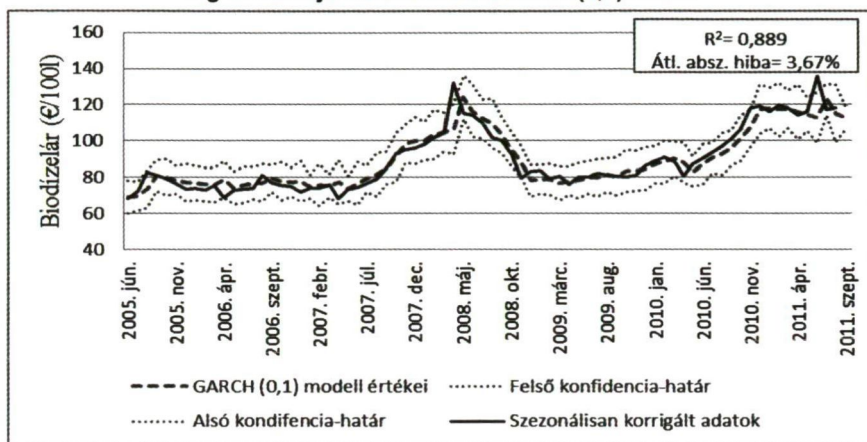
$$h_t = -1,02 * h_{t-1} + 0,68 * \text{Ko. } r_{t-1}$$

A paraméterbecslések alapján látszik, hogy a biodízel, kő-, illetve repceolaj előző időszakos árának 55, 14, illetve 2%-a épül be az aktuális biodízel árba. A kőolaj előző időszakos ára 68%-ban játszik szerepet a következő időszakos volatilitás növekedésében. A GARCH (0,1) modell R^2 -értéke 88,95% lett, azaz a vizsgálatba bevont változók közel 89%-ban magyarázzák a biodízel nagykereskedelmi árának változásait. A modell átlagos abszolút hibája 3,67%, amely jónak mondható, hiszen az 5%-os küszöbérték alatt marad. A modell illeszkedését az eredeti adatsorra a 3. ábra mutatja.

A modell előrejelző képességének tesztelésére lefuttattuk az előrejelzést az aktuális kőolaj (112 \$/bbl.), illetve repceolaj (900 €/t) árakkal. Az előrejelzett nagykereskedelmi

biodízelár 112,55 €/100 l lett, míg a tényleges ár 115 €/100 l, az eltérés mindössze 2,2%, azaz GARCH (0,1) modellünk a gyakorlatban is bizonyította megbízhatóságát.

3. ábra. A GARCH (0,1) modell illeszkedése
(Forrás: saját számítások)
Figure 3. Adjustment of the GARCH (0,1) model



4. Következtetések

Modellünk igazolta azt a gyakorlati tapasztalatot, hogy (1) a kőolaj- és repceolajárak szignifikáns hatással vannak a biodízel nagykereskedelmi árára, és kimutatta, hogy (2) a kőolajárak hatása erősebb. Ez azzal magyarázható, hogy a biodízel a kőolaj alapú gázolaj helyettesítő terméke, és a gázolajpiac nagyságrendileg nagyobb úgy a repceolaj-piacnál. Bizonyítottuk továbbá, hogy (3) a biodízelárakat nem csak az előző időszak helyettesítő termékek-, illetve alapanyagárai, hanem az egy időszakkal korábbi biodízelárak is befolyásolják, valamint (4) a kőolaj előző időszaki ára a biodízel árak volatilitására is szignifikáns hatást gyakorol. (5) Az épített modell alkalmas a következő egy periódus biodízel árainak előrejelzésére, azonban a több periódusos előrejelzésekhez további fejlesztésre van szükség.

Jegyzetek

1. F.O. Licht (2011): Biodiesel World Production. F.O. Licht's Ethanol and Biofuels Report. 2011/13. szám. 241. o.
2. F.O. Licht (2011): EU Biodiesel Trade. F.O. Licht's World Ethanol and Biofuels Report. 2011/24. szám. 454. o.
3. M. Angeles Pou–Carlos Dabus (2008): Nominal rigidities, skewness and inflation regimes. Research in Economics. 2008/1. szám 16–33. o.
4. Sugár András (1999): Szezonális kiigazítási eljárások (I.). Statisztikai Szemle. 1999/9. szám 705–721. o.
5. Raffaella Giordano–Sandro Momigliano–Stefano Neri–Roberto Perotti (2007): The Effects of Fiscal Policy in Italy: Evidence from a VAR Model. European Journal of Political Economy. 2007/3. szám 707–733. o.
6. Roberto Golinelli–Guiseppa Parigi (2008): Real-Time Squared: A Real-time Data set for Real-Time GDP Forecasting. International Journal of Forecasting. 2008/3. szám 368–385. o.

7. Claire Economidou–Clemens J. M. Kool (2009): European Economic Integration and (A)Symmetry of Macroeconomic Fluctuations. *Economic Modelling*. 2009/4. szám 778–787. o.
8. Sugár András (1999): Szezonális kiigazítási eljárások (II.). *Statisztikai Szemle*. 1999/10–11. szám 816–832. o.
9. Bauer Péter–Földesi Erika (2005): Szezonális kiigazítás. *Statisztikai Módszertani Füzetek* 43. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest.
10. Peter C.B. Phillips–Pierre Perron (1988): Testing Unit Roots in Time Series Regression. *Biometrika* 1988/2. szám 335–346. o.
11. Francis X. Diebold–Marc Neove (1989): Unit Roots in Economic Time Series: A Selective Survey. In George F. Rhodes–Thomas B. Fomby (szerk.): *Advances in Econometrics*. JAI Press. Greenwich. 3-69. o.
12. Hunyadi László(2006): A heteroszkedaszticitásról egyszerűbben. *Statisztikai Szemle*. 2006/1. szám 75–82. o.
13. Engle (1982): Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. *Econometrica*. 1982/4. szám 987–1007. o.
14. Keith W. Smillie (1966): *An Introduction to Regression and Correlation*. Ryerson Press. New York.
15. Carlos Jarque–Anil K. Bera (1980): Efficient Tests for Normality, Homoscedasticity and Serial Independence of Regression Residuals. *Economic Letters* 6 255–259. o.

Felhasznált irodalom

- Carlos Jarque–Anil K. Bera (1980): Efficient Tests for Normality, Homoscedasticity and Serial Independence of Regression Residuals. *Economic Letters* 6. 255–259.
- Bauer Péter–Földesi Erika (2005): Szezonális kiigazítás. *Statisztikai Módszertani Füzetek* 43. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest.
- Claire Economidou–Clemens J.M. Kool (2009): European Economic Integration and (A)Symmetry of Macroeconomic Fluctuations. *Economic Modelling*. 2009/4. szám 778–787. o.
- Engle (1982): Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. *Econometrica*. 1982/4. szám 987–1007. o.
- F. O. Licht (2011): Biodiesel World Production. F. O. Licht’s Ethanol and Biofuels Report. 2011/13. szám. 241. o.
- F. O. Licht (2011): EU Biodiesel Trade. F.O. Licht’s World Ethanol and Biofuels Report. 2011/24. szám. 454. o.
- Francis X. Diebold–Marc Neove (1989): Unit Roots in Economic Time Series: A Selective Survey. In George F. Rhodes–Thomas B. Fomby (szerk.): *Advances in Econometrics*. JAI Press. Greenwich.
- Hunyadi László (2006): A heteroszkedaszticitásról egyszerűbben. *Statisztikai Szemle*. 2006/1. szám 75–82. o.
- Keith W. Smillie (1966): *An Introduction to Regression and Correlation*. Ryerson Press. New York.
- M. Angeles Pou–Carlos Dabus (2008): Nominal rigidities, skewness and inflation regimes. *Research in Economics*. 2008/1. szám 16–33. o.
- Peter C. B. Phillips–Pierre Perron (1988): Testing Unit Roots in Time Series Regression. *Biometrika* 1988/2. szám 335–346. o.
- Raffaella Giordano–Sandro Momigliano–Stefano Neri–Roberto Perotti (2007): The Effects of Fiscal Policy in Italy: Evidence from a VAR Model. *European Journal of Political Economy*. 2007/3. szám 707–733. o.
- Roberto Golinelli–Guiseppe Parigi (2008): Real-Time Squared: A Real-time Data set for Real-Time GDP Forecasting. *International Journal of Forecasting*. 2008/3. szám 368–385. o.
- Sugár András (1999): Szezonális kiigazítási eljárások I. *Statisztikai Szemle*. 1999/9. szám 705–721. o.
- Sugár András (1999): Szezonális kiigazítási eljárások II. *Statisztikai Szemle*. 1999/10–11. szám 816–832. o.